

# 日本の金融政策における利子率スムージング<sup>※</sup> — 1980年代後半以後の政策反応関数について —

Interest - Rate Smoothing in the Japanese Monetary Policy  
:An Examination Based on Estimated Monetary Policy Rules Since the Late 1980s

池宮城 尚 也

## 【目 次】

1. はじめに
2. 推定方法とモデル
3. インフレ・GDP・外為ギャップの計測
4. 名目短期金利と利子率スムージング
5. 実質短期金利と利子率スムージング
6. 結論

### 1. はじめに

本稿の目的は、テイラー・ルール型政策反応関数を利用して日本の金融政策運営に関する実証分析を行い、1980年代後半以後における利子率スムージングの存在を検証することである。具体的には、推定の主な対象を説明変数における短期金利の1期ラグ値として、利子率スムージングを支持する部分調整メカニズムを検証することである。先行研究で指摘される日本における金融政策ミスは利子率スムージングによって説明できるのか、これが本稿の問題意識である。

日本の金融政策について、テイラー・ルール型政策反応関数を用いた分析は多い<sup>1)</sup>。短期金利の1期ラグ値の係数推計値の有意性が高く、1に近い値をとっていることが共通の結果である。だが、先行研究では、利子率スムージングに焦点をあてた係数推定値の解釈に至っていない。本稿は、短期金利1期ラグ値(係数推定値)の解釈に関する貢献を実証分析によって試みる。

分析には、English *et al*[14]のアプローチを利用した。このアプローチでは、利子率スムージングを支持する部分調整メカニズムと、利子率スムージングを否定する系列相関メカニズムの2つの仮説に基づいた推定モデルを構築し、実証結果を検討している<sup>2)</sup>。短期金利の1期ラグ値とAR(1)の系列相関の、2つの係数推定値を3段階のステップで検証していく。

English *et al*[14]では名目短期金利を被説明変数にしており、他方で金融政策ミスを指摘した日本の先行研究では実質短期金利を被説明変数にしているため、本稿では両方の推定を行なった。名目短期金利と実質短期金利の両方を推定に用いることで、English *et al*[14]モデルの、日本のデータにおける妥当性が検証できる。主要な結論は、利子率スムージングと系列相関の両方が日本の政策反応関数においても存在している、というものである。

本稿の構成は次の通りである。第2節では3段階の推定ステップと利用するモデル

について、第3節ではインフレ・GDP・外為ギャップのデータ加工について説明する。第4節では名目短期金利を被説明変数にした推定結果を、第5節では実質短期金利を被説明変数にした推定結果を報告する。第4節の結果を受けて第5節の推定を行なうことで、金融政策ミスにおける利子率スムージングの存在が解釈できる。第6節では、分析結果をまとめるとともに、本稿の推定の問題点について述べる。

## 2. 推定方法とモデル

本稿で利用する English *et al*[14]のアプローチは、次の3段階のステップで検証を進めるものである。

1. 基本式の推定：部分調整メカニズムを組み込んだ政策反応関数とAR(1)の系列相関を組み込んだ政策反応関数を、それぞれ推定する。

2. 階差式の推定1：部分調整の政策反応関数・系列相関の政策反応関数、それぞれについて階差をとった方程式を導出し、部分調整の存在を確認するための推定を行なう。この段階の推定では、部分調整の係数と系列相関の係数は識別されない。

3. 階差式の推定2：部分調整の係数と系列相関の係数を同時に推定する。推定には、部分調整メカニズムとAR(1)の系列相関の両方を組み込んだ政策反応関数をもとに、階差をとった方程式を導出して利用する。推定式を導出するプロセスで、部分調整の係数と系列相関の係数は識別されている。

本稿では、分析の順序は English *et al*[14]に従いながらも、回帰方程式の関数形に変更を加えた。English *et al*[14]でインフレ率を説明変数にして推定している項をインフレギャップにして、外為(円/USドルレート)ギャップを説明変数に

追加した<sup>3</sup>。

以下で、3段階の推定ステップと利用するモデルについて説明する。

### 2-1. 基本式の推定

$$\begin{aligned}\hat{r}_t &= b_0 + b_1 \cdot \pi_t^* + b_2 \cdot y_t^* + b_3 \cdot ex_t^* \\ r_t &= (1-\lambda) \cdot \hat{r}_t + \lambda \cdot r_{t-1} + \varepsilon_t\end{aligned}\quad (1)$$

$$\begin{aligned}\hat{r}_t &= b_0 + b_1 \cdot \pi_t^* + b_2 \cdot y_t^* + b_3 \cdot ex_t^* \\ r_t &= \hat{r}_t + v_t \\ v_t &= \rho \cdot v_{t-1} + \varepsilon_t\end{aligned}\quad (2)$$

まず、部分調整の政策反応関数と、系列相関の政策反応関数を推定することから実証分析は始まる。

部分調整メカニズムを組み込んだ政策反応関数は(1)式のように書くことができる<sup>4</sup>。ここで、 $r_t$ は短期金利、 $\pi_t^*$ はインフレギャップ、 $y_t^*$ はGDPギャップ、 $ex_t^*$ は外為ギャップ、 $\varepsilon_t$ は誤差項、 $\lambda$  ( $\lambda < 1$ )は1期ラグ値の係数(慣性値)である。

他方で、AR(1)の系列相関を組み込んだ政策反応関数として(2)式を考える。 $v_t$ は系列相関項、 $\rho$ は系列相関の係数である。

(1)式では各ギャップに対して $1 - \lambda$ の割合で每期調整されることが仮定され、(2)式では系列相関の階差に対して $1 - \rho$ の割合で每期調整されることが仮定されている。

### 2-2. 階差式の推定1

$$\Delta r_t = (1-\lambda) \cdot \Delta \hat{r}_t + (1-\lambda) \cdot (\hat{r}_{t-1} - r_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta r_t = \Delta \hat{r}_t + (1-\rho) \cdot (\hat{r}_{t-1} - r_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta r_t = \alpha \cdot \Delta \hat{r}_t + \beta \cdot (\hat{r}_{t-1} - r_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (5)$$

次に、部分調整の存在を確認するための推定を行なう。推定の準備として、部分調整モデルと系列相関モデルの階差を考える。

(1)式の階差を計算すると(3)式が得られる。(3)式は、テイラー・ルール推計値の今期の変化、テイラー・ルール推計値と

現実の短期金利の1期前の差，の2つに対して同じ割合  $1 - \rho$  で今期の現実の短期金利が部分調整されることを表している。

(2) 式の階差を計算すると (4) 式が得られる。(4) 式の第2項は，(3) 式と同様にテイラー・ルール推計値と現実の短期金利の1期前の差に対して  $1 - \rho$  の割合で今期の現実の短期金利が調整されている。他方で第1項は，テイラー・ルール推計値の今期の変化が，今期の現実の短期金利の変化に直接 (= 1) 影響する形になっている。

部分調整の存在を確認するために (5) 式を推定する。(4) 式第1項  $\Delta \hat{r}_t$  の係数が1であることを実証に利用する。部分調整メカニズム  $\lambda$  が存在しないならば，(5) 式の第1項の係数は ( $\alpha = 1$ ) となるはずである。逆に，部分調整メカニズム  $\lambda$  が存在するのであれば， $\alpha$  の推定値は1にならない。

## 2-3. 階差式の推定 2

$$\begin{aligned}\hat{r}_t &= b_0 + b_1 \cdot \pi_t^* + b_2 \cdot y_t^* + b_3 \cdot ex_t^* \\ r_t &= (1 - \lambda) \cdot \hat{r}_t + \lambda \cdot r_{t-1} + v_t \\ v_t &= \rho \cdot v_{t-1} + \varepsilon_t\end{aligned}\quad (6)$$

$$\begin{aligned}\Delta r_t &= (1 - \lambda) \cdot \Delta \hat{r}_t + (1 - \lambda) \cdot (1 - \rho) \cdot (\hat{r}_{t-1} - r_{t-1}) + \lambda \cdot \rho \cdot \Delta r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7) \\ \Delta r_t &= \alpha \cdot \Delta \hat{r}_t + \beta \cdot (\hat{r}_{t-1} - r_{t-1}) + \gamma \cdot \Delta r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)\end{aligned}$$

最後に，部分調整係数  $\lambda$  と系列相関係数  $\rho$  を同時に推定する。推定の準備として， $\lambda$  と  $\rho$  を同時に推定するための定式化を行なう。

政策反応係数の基本式に，部分調整メカニズムと AR(1) の系列相関の両方を組み込むと，(6) 式のように表される。そして，(6) 式の階差を計算すると (7) 式が得られる。

本稿の分析結果は，(7) 式における， $\lambda$  の推定結果に依存している。

(7) 式の特徴は次の3点である。第1に，テイラー・ルール推計値の今期の変化  $\Delta \hat{r}_t$  と，テイラー・ルール推計値と現実の短期

金利の1期前の差 ( $\hat{r}_{t-1} - r_{t-1}$ ) を使って， $\lambda$  と  $\rho$  の区別を表す点で (3) 式及び (4) 式と共通している。第2に，第2項の係数  $(1 - \lambda) \cdot (1 - \rho)$  と第3項の係数  $\lambda \cdot \rho$  に見られるように，部分調整係数  $\lambda$  と系列相関係数  $\rho$  が，(7) 式の中で対称的に表れている。第3に，(7) 式は  $\lambda = 0$  であれば (3) 式に等しくなり， $\rho = 0$  であれば (4) 式に等しくなることである。

(8) 式は， $\lambda$  と  $\rho$  を識別せずに，両者の存在を仮定した推定式である。(3) 式及び (4) 式から分かるように， $\lambda$  と  $\rho$  の一方だけが存在する場合には， $\gamma = 0$  になり，現実の短期金利の前期の変化の項  $\Delta \hat{r}_{t-1}$  が現れない。(8) 式は  $\gamma = 0$  の帰無仮説を利用して， $\lambda$  と  $\rho$  の両者が存在していることを確認する試みである。

## 3. インフレ・GDP・外為ギャップの計測

推定には四半期データを利用した。使用するデータは，CPI(持家の帰属家賃を除く総合)，実質 GDP(季節調整済み)，円 / USドルレート，有担保コール翌日物レートである<sup>5</sup>。CPI，実質 GDP，円 / USドルレートは，トレンドからの乖離をギャップとして定義し，政策反応関数右辺の説明変数に用いている。

ギャップの定義・算出は，地主 [3] の手法に従っている。

インフレギャップ，GDPギャップ，外為ギャップは，それぞれ次のように定義される。

インフレギャップ　CPIインフレ率 - インフレ・トレンド率

GDPギャップ　実質 GDP対数値 - GDPトレンド対数値

外為ギャップ　円 / USドルレート対数値 - 外為トレンド対数値

インフレギャップと外為ギャップは、対数値のギャップであるために近似的にパーセント表示と考えることができ、推定には100を乗じた値を利用した。

CPIインフレ率は、消費税や健康保険料率の変化の影響を考慮して算出した。消費税に関しては、1989年第2四半期～1990年第1四半期で1.3%を、1997年第2四半期～1998年第1四半期で1.5%を、インフレ率(対前年同期比)から差し引いた。健康保険料率に関しては、1997年第4四半期～1998年第3四半期で0.2%を、インフレ率から差し引いた。インフレ・トレンド率には、当該期( $t$ 期)を中心とした10年間のインフレ率の平均値を用いた。インフレ・トレンド率の加工に利用したのは1971年第1四半期～1998年第4四半期のCPIである。

GDPトレンドは、2次トレンドを用いて算出した。1975年第1四半期～1985年第4四半期に関しては、11年間を通した2次トレンドの推定を行った。以後の時期に関しては、1998年第4四半期までのデータを逐次追加するリカーシブ・レグレッションによって推定した。2次トレンドのリカーシブ・レグレッションでGDPトレンドを推定したのは、1980年代後半のバブル期における金融引締め不足を検出するためである。マクロ生産関数によってGDPトレンドを推定する方法もあるが、この方法を利用するとバブル期の金融引締め不足が検出されない。

外為トレンドには、当該期( $t$ 期)を中心とした10年間の円/USドルレートの平均値を用いた。外為トレンドの加工に利用したのは1970年第1四半期～2003年第3四半期の円/USドルレートである。

政策反応関数左辺の被説明変数、短期金利には、有担保コール翌日物レートをを用い

た。有担保コール翌日物レートをを用いたのは、第4節で1970年代から1990年代にかけて継続したデータが必要になるためである。第3節の推定で名目短期金利を用い、第4節の推定で実質短期金利を用いた。名目短期金利には有担保コール翌日物レートを、実質短期金利には有担保コール翌日物レートから同期のCPIインフレ率を差し引いたものを利用した。

推定期間は、1986年第1四半期～1998年第4四半期を主対象とした。この期間にした理由として2点挙げられる。第1は、「バブル以後」の時期における利子率スミージングを抽出することが本稿の目的であることによる。第2は、1986年第1四半期以後で金融政策ルールに変化が見られることによる。なお、1999年第1四半期以後は、「ゼロ金利政策」が導入され、明らかに利子率スミージングが行なわれているため、推定期間から外している。

本稿の実証分析は政策反応関数の推定であるため、説明変数間の内生性の問題や、誤差項に混入する様々な政策上の認識エラーが発生する。そこで、実証分析にあたり、全ての推定で一般化モーメント法(Generalized Method of Moments, GMM)を使用した<sup>6</sup>。GMMによる推定には、経済主体の経済環境や誤差項の分布を特定化しなくても、モデル自体の妥当性を検証できる利点がある<sup>7</sup>。

GMMの操作変数には、全ての推定モデルで、定数項、インフレギャップ・GDPギャップ・外為ギャップ・短期金利の1～4期ラグ(1～4期前まで)を用いた。次節以降の表1～13で示されている自由度は、自由度＝操作変数の数(17)－説明変数の数(5～7)である。

また、次節以降の表1～13では、第1四半

期～第4四半期をQ1～Q4と表記している<sup>8</sup>。

#### 4. 名目短期金利と利子率スムージング

本節では、被説明変数の短期金利に名目値を利用した推定を行なう。名目値を用いると、English *et al*[14]と同質のデータセットになる。名目値を用いるのは、日本のデータを利用して、English *et al*[14]モデルの日本における妥当性を検証するためである。以下では、English *et al*[14]の3段階のステップに従って推定結果を報告する。

##### 4-1. 基本式の推定

表1が部分調整モデルの推定結果を、表2が系列相関モデルの推定結果を示したものである。推定結果は、表1・表2ともにJテストの棄却域に入っていない<sup>9</sup>。モデルの特定化が正しいという帰無仮説は採択さ

れるため、推定結果の比較が可能となる。

まず、部分調整モデルの推定結果を検討する。インフレギャップ・GDPギャップの係数は有意性が高く符号も正しい。他方で外為ギャップの係数は、符号は正しいものの有意ではない。GDPよりもインフレに対する反応が大きく、外為に関しては円高・円安に対する反応をほとんどしていないと解釈できよう。名目短期金利1期ラグは係数値 $\lambda$ と有意性がともに高いという、先行研究と同様の結果となった。

次に、系列相関モデルの推定結果を検討する。外為ギャップの有意性や解釈について意性が高く符号も正しいが、係数値と有意性は、部分調整モデルと比べて低い。系列相関の係数値 $\rho$ は1に近く、有意性も高い。

$\lambda$ が $r_{t-1}$ の、 $\rho$ が $v_{t-1}$ の係数であることを考慮すると、上記の推定結果は、様式は異なるが、各々が名目短期金利の慣性を抽出

表1 部分調整モデルの推定 (1986Q1～1998Q4, obs: 52)

	係数推定値	標準誤差	$t$ 統計量	$P$ 値
$b_0$	3.443106	0.506803	6.793777	0.0000
$b_1$	0.837453	0.312218	2.682266	0.0101
$b_2$	0.545625	0.144216	3.783392	0.0004
$b_3$	0.007225	0.034495	0.209459	0.8350
$\lambda$	0.803309	0.066780	12.02917	0.0000

$J$ -test: 5.137202,  $J$ -test  $P$  値: 0.953239, 自由度 12

表2 系列相関モデルの推定 (1986Q1～1998Q4, obs: 52)

	係数推定値	標準誤差	$t$ 統計量	$P$ 値
$b_0$	1.995725	1.121112	1.780129	0.0815
$b_1$	0.362720	0.156487	2.317887	0.0249
$b_2$	0.151527	0.088076	1.720415	0.0919
$b_3$	0.029767	0.008723	3.412310	0.0013
$\rho$	0.929440	0.029811	31.17729	0.0000

$J$ -test: 7.211088,  $J$ -test  $P$  値: 0.843354, 自由度 12

していることになる。

#### 4-2. 階差式の推定 1

部分調整メカニズムの存在を確認する  
(5) 式の推定結果は、表3で示されている。

定数項、インフレギャップ・GDPギャップ・外為ギャップの係数値は、ほぼ表1の結果、部分調整モデル推定値を再現したものとなっている。 $J$ テストの結果は棄却域に入っていないため、(5) 式のモデル特定化は正しい。

$\Delta \hat{r}_t$  の係数  $\alpha$  の推定値は、約0.247と1よりも小さい値であり、10%水準で有意となっている。この結果から  $\alpha = 1$  の仮説は棄却され、名目短期金利の1期ラグ値係数  $\lambda$  の存在が認められることになる。

$(\hat{r}_{t-1} - r_{t-1})$  の係数  $\beta$  の推定値は約0.197であり、1%水準で有意となっている。 $(\hat{r}_{t-1} - r_{t-1})$  は、(3)・(4) 式の関数形のどちらに  $(1 - \lambda)$  または  $(1 - \rho)$  を係数として含まれているため、 $\beta$  の係数値・有意性から  $\lambda$  と  $\rho$  を比較した検証はできない。

#### 4-3. 階差式の推定 2

(7) 式による  $\lambda$  と  $\rho$  を同時に推定した結果は表4で示され、分析の口バストな部分の抽出を試みた (8) 式の推定結果は表5で示されている。 $J$ テストの結果は棄却域に

入っていないため、(7) 式及び (8) 式のモデル特定化は正しい。

まず、表4の推定結果を検討する。定数項、インフレギャップ・GDPギャップ・外為ギャップの係数値は、ほぼ表1の結果、部分調整モデル推定値を再現したものとなっている。

$\lambda$  の係数推定値は約0.765、1%水準で有意と、部分調整モデル (表1) における1期ラグ値とほぼ同じ結果となった。他方で  $\rho$  の係数推定値は約0.400、10%水準で有意と、系列相関モデル (表2) におけるAR(1) の係数値とは異なる結果となった。

次に、表5の推定結果を検討する。定数項、インフレギャップ・GDPギャップの係数値は、ほぼ表1の結果、部分調整モデル推定値を再現したものとなっている。外為ギャップは符号が逆だが、有意でないため、表1における解釈に変化はない。

$\Delta \hat{r}_t$  の係数は  $\lambda$  と  $\rho$  を区別した関数形を利用しなければ抽出されないことが、 $\alpha$  の推定値が有意ではない結果から分かる。 $\beta$  の推定値は約0.191、 $\gamma$  の推定値は約0.388であり、ともに10%水準となっている。(3)・(4) 式と (8) 式の比較から分かるように、 $\Delta \hat{r}_{t-1}$  の項は、 $\lambda$  と  $\rho$  のどちらかがゼロであれば存在しない項である。

表7の推定結果から利子率スムージング

表3 階差モデル (5) 式の推定 (1986Q1 ~ 1998Q4, obs : 52)

	係数推定値	標準誤差	$t$ 統計量	$P$ 値
$b_0$	3.502854	0.422808	8.284748	0.0000
$b_1$	0.910122	0.349184	2.606428	0.0123
$b_2$	0.543933	0.132652	4.098199	0.0002
$b_3$	0.009143	0.034726	0.263279	0.7935
$\alpha$	0.246780	0.138701	1.779227	0.0818
$\beta$	0.197027	0.053754	3.665340	0.0006

$J$ -test : 6.369254,  $J$ -test  $P$  値 : 0.847626, 自由度 11

表4 階差モデル(7)式の推定(1986Q1～1998Q4, obs: 52)

	係数推定値	標準誤差	$t$ 統計量	$P$ 値
$b_0$	3.657118	0.466984	7.831349	0.0000
$b_1$	0.827643	0.377332	2.193411	0.0334
$b_2$	0.525051	0.153263	3.425810	0.0013
$b_3$	0.011140	0.042683	0.260986	0.7953
$\lambda$	0.764773	0.085231	8.972901	0.0000
$\rho$	0.359566	0.212772	1.689908	0.0978

$J$ -test: 7.579933,  $J$ -test  $P$  値: 0.750365, 自由度 11

表5 階差モデル(8)式の推定(1986Q1～1998Q4, obs: 52)

	係数推定値	標準誤差	$t$ 統計量	$P$ 値
$b_0$	3.537009	0.536083	6.597872	0.0000
$b_1$	0.735400	0.355263	2.070016	0.0442
$b_2$	0.519384	0.132453	3.921282	0.0003
$b_3$	-0.004229	0.032082	-0.131834	0.8957
$\alpha$	0.135494	0.156277	0.867013	0.3905
$\beta$	0.191121	0.097682	1.956560	0.0566
$\gamma$	0.387703	0.212230	1.826808	0.0744

$J$ -test: 6.978656,  $J$ -test  $P$  値: 0.727458, 自由度 10

には部分調整メカニズムと系列相関メカニズムの両者が影響していることが確認され、表8の推定結果から両者の存在が分析のロバストな要素であることが確認された。

## 5. 実質短期金利と利子率スミージング

本節では、被説明変数の短期金利に実質値を利用した推定を行なう。実質値を用いると、1980年代後半以後の日本における金融政策ミスを描いた先行研究、地主[3]・[4]及び地主・黒木・宮尾[5]と同質のデータ・セットになる。実質値を用いるのは、先行研究の拡張として English *et al*[14]モデルを利用するためである。

5-1. 金融政策ルールと現実値：先行研究における金融政策ミスの指摘

$$\hat{r}_t = a_0 + a_1 \cdot \pi_t^* + a_2 \cdot y_t^* + a_3 \cdot ex_t^* + \lambda \cdot r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

まず、他の先進諸国と比べて日本経済が良好なパフォーマンスを示した1975～85年のバブル期前の金融政策ルールと、1986～98年のバブル期以後の金融政策ルールの違いを確認したい<sup>10</sup>。バブル期前の金融政策ルールは表6で、バブル期以後の金融政策ルールは表7で示されている。推計式は(9)式であり、 $r_t$ (被説明変数)には実質短期金利を利用している。

バブル期前の金融政策ルールは、インフレへの反応が約0.236、GDPへの反応が約0.680と、インフレへの反応が小さく、GDPへの反応が大きい。バブル期以後の金融政策ルールは、インフレへの反応が約

表6 バブル期前の金融政策ルール (1975Q1 ~ 1985Q4, obs : 44)

	係数推定値	標準誤差	$t$ 統計量	$P$ 値
$a_0$	1.250208	0.172819	7.234185	0.0000
$a_1$	0.236026	0.083294	2.833635	0.0073
$a_2$	0.680014	0.278711	2.439856	0.0193
$a_3$	0.024544	0.017155	1.430766	0.1605
$\lambda$	0.625624	0.101244	6.179352	0.0000

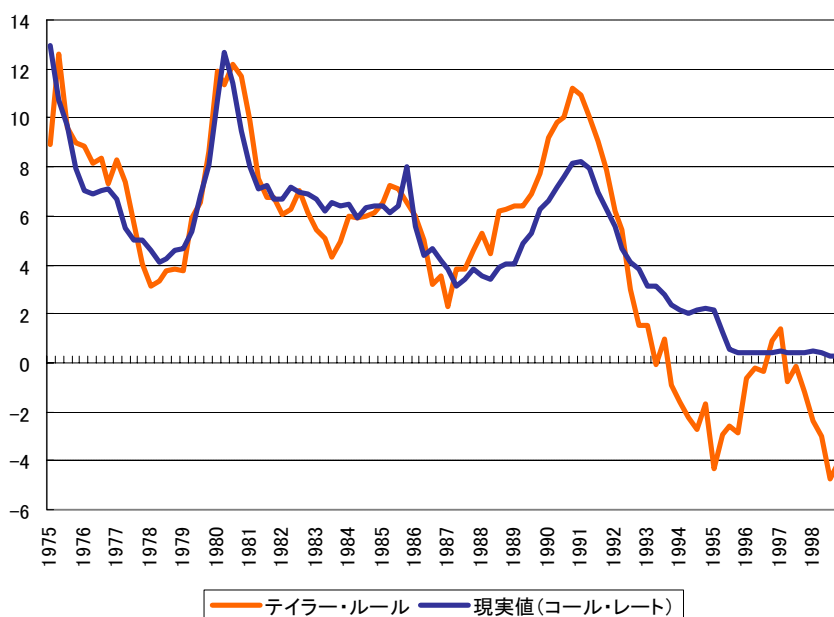
$J$ -test : 7.190298 ,  $J$ -test  $P$  値 : 0.844786 , 自由度 12 ,

表7 バブル期以後の金融政策ルール (1986Q1 ~ 1998Q4, obs : 52)

	係数推定値	標準誤差	$t$ 統計量	$P$ 値
$a_0$	0.645784	0.150746	4.283921	0.0001
$a_1$	0.183437	0.050888	3.604695	0.0008
$a_2$	0.088896	0.016731	5.313422	0.0000
$a_3$	-0.011825	0.005239	-2.257274	0.0287
$\lambda$	0.716258	0.047592	15.04986	0.0000

$J$ -test : 10.13264 ,  $J$ -test  $P$  値 : 0.604326 , 自由度 12 ,

図1 金融政策ルールと現実値：1975～85年の政策反応係数





0.183，GDPへの反応が約0.089と，インフレへの反応が大きく，GDPへの反応が小さい。バブル期以後の金融政策ルールは，バブル期前の金融政策ルールの反対方向へと変化している。また，外為レートへの反応は，両期間を通じてシステムティックに対応していたか疑わしい結果となっている。

バブル期前の金融政策ルールを，バブル期以後のデータに適用して算出したものが図1のテイラー・ルール値である<sup>11</sup>。1975～85年の金融政策ルールが，1986～98年のバブル期以後も継続されていた場合を仮想して実質短期金利を算出し，その値に現実のインフレ率を加え，名目短期金利のテイラー・ルール値としている。

図1から，1987～88年に引締めが遅れたこと，1989～1991年に引締めが不足したこと，1992年以降の緩和速度が鈍すぎたこと，1997～98年における金融緩和が不足・遅れたこと，の4点を読み取

ることができる。地主 [3]・[4]及び地主・黒木・宮尾 [5]は，これら4点を金融政策のミスとして指摘した<sup>12</sup>。

## 5-2. 基本式の推定

表8が部分調整モデルの推定結果を，表9が系列相関モデルの推定結果を示している。推定結果は，表8・表9ともに $J$ テストの棄却域に入っていない。モデルの特定化が正しいと言えるため，表8と表9の比較が可能である。

まず，表8の推定結果を検討する。インフレギャップの係数が約0.646，GDPギャップへの係数が約0.313と，インフレへの反応が大きく，GDPへの反応が小さい。外為ギャップの係数は有意だが，符号が逆である。実質短期金利の1期ラグ係数 $\lambda$ は係数推定値と有意性がともに高い。部分調整モデルは，表7の推定結果に関する長期反応係数の算出であるため，その解釈は同

表 8 部分調整モデルの推定 (1986Q1 ～ 1998Q4，obs：52)

	係数推定値	標準誤差	$t$ 統計量	$P$ 値
$b_0$	2.275958	0.229557	9.914550	0.0000
$b_1$	0.646495	0.171104	3.778373	0.0004
$b_2$	0.313300	0.037019	8.463229	0.0000
$b_3$	-0.041675	0.019594	-2.126971	0.0387
$\lambda$	0.716258	0.047592	15.04986	0.0000

$J$ -test：9.035801， $J$ -test  $P$  値：0.699870，自由度 12

表 9 系列相関モデルの推定 (1986Q1 ～ 1998Q4，obs：52)

	係数推定値	標準誤差	$t$ 統計量	$P$ 値
$b_0$	3.443106	0.506803	6.793777	0.0000
$b_1$	0.837453	0.312218	2.682266	0.0101
$b_2$	0.545625	0.144216	3.783392	0.0004
$b_3$	0.007225	0.034495	0.209459	0.8350
$\lambda$	0.803309	0.066780	12.02917	0.0000

$J$ -test：6.959307， $J$ -test  $P$  値：0.860291，自由度 12

様である。

次に、表9の推定結果を検討する。インフレギャップの係数は有意だが、符号が逆である。GDPギャップの係数推定値は小さく、有意はでない。また、外為ギャップについては有意だが、係数推定値が小さい。だが、AR(1)の系列相関係数 $\rho$ は係数推定値と有意性がともに高い結果となった。

### 5-3. 階差式の推定 1

部分調整メカニズムの存在を確認する(5)式の推定結果は、表10で示されている。 $J$ テストの結果は棄却域に入っていないため、(5)式のモデル特定化は、実質短期金利を利用した場合でも正しい。定数項、イ

ンフレギャップ・GDPギャップ・外為ギャップの係数値は、ほぼ表8の部分調整モデル推定値を再現したものとなっている。

$(\hat{r}_{t-1} - r_{t-1})$ の係数 $\beta$ の推定値は約0.215であり、1%水準で有意となっている。他方で、 $\Delta r_t$ の係数 $\alpha$ の推定値は約-0.179と、1ではないものの有意性が低い。この結果から $\alpha = 1$ の仮説を棄却し、実質短期金利の1期ラグ値係数の存在を認めることはできない。

$$\Delta r_t = (1 - \theta) \cdot \Delta \hat{r}_t + \beta \cdot (\hat{r}_{t-1} - r_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (10)$$

そこで、 $\Delta r_t$ の係数 $= 1$ の仮説を検定するために、階差モデル(10)式の推定を行った。(10)式の推定で、 $\theta = 0$ の仮説が棄却されれば、 $\Delta r_t$ の係数が1ではなく、

表 10 階差モデル(5)式の推定 (1986Q1 ~ 1998Q4, obs : 52)

	係数推定値	標準誤差	$t$ 統計量	$P$ 値
$b_0$	1.983379	0.368976	5.375367	0.0000
$b_1$	0.693259	0.217517	3.187154	0.0026
$b_2$	0.297059	0.045777	6.489286	0.0000
$b_3$	-0.045437	0.018924	-2.401046	0.0204
$\alpha$	-0.178745	0.143764	-1.243319	0.2200
$\beta$	0.215089	0.059161	3.635688	0.0007

$J$ -test : 8.204628,  $J$ -test  $P$  値 : 0.694865, 自由度 11

表 11 階差モデル(10)式の推定 (1986Q1 ~ 1998Q4, obs : 52)

	係数推定値	標準誤差	$t$ 統計量	$P$ 値
$b_0$	1.983359	0.368987	5.375142	0.0000
$b_1$	0.693240	0.217514	3.187106	0.0026
$b_2$	0.297060	0.045779	6.489049	0.0000
$b_3$	-0.045437	0.018924	-2.401048	0.0204
$\alpha$	1.178763	0.143765	8.199261	0.0000
$\beta$	0.215086	0.059161	3.635608	0.0007

$J$ -test : 8.204651,  $J$ -test  $P$  値 : 0.694863, 自由度 11

部分調整メカニズムが存在していることになる。推定結果は表11で示されている。 $J$ テストの結果は棄却域に入っていない。 $\theta$ の他は、表10の推定結果を再現したものとなっている。 $\theta$ は約1.179で有意性も高い。これらより、 $\theta = 0$ の仮説は棄却され、実質短期金利による推定においても $\lambda$ の存在が確認できた。

#### 5-4. 階差式の推定 2

(7)式による $\lambda$ と $\rho$ の同時に推定した結果は表12で示され、分析のロバストな部分の抽出を試みた(8)式の推定結果は表13で示されている。

まず、表12の推定結果を検討する。定数項、インフレギャップ・GDPギャップ・

外為ギャップの係数値は、ほぼ表8の結果、実質短期金利を利用した部分調整モデル推定値を再現したものとなっている。 $J$ テストの結果は棄却域に入っていないため、実質短期金利による推定においても(7)式のモデル特定化は正しい。

$\lambda$ の係数推定値は約0.818、 $\rho$ の係数推定値は約-0.236であり、ともに1%水準で有意である。実質短期金利のモデルでも、利子率スミージングに部分調整メカニズムと系列相関メカニズムの両方の影響がみられる。だが、符号から分かるように、 $\lambda$ と $\rho$ の影響の方向は逆である。

次に、表13の推定結果を検討する。定数項、インフレギャップ・GDPギャップ・外為ギャップの係数値は、ここでも、ほぼ

表 12 階差モデル(7)式の推定(1986Q1～1998Q4, obs: 52)

	係数推定値	標準誤差	$t$ 統計量	$P$ 値
$b_0$	2.098937	0.341929	6.138514	0.0000
$b_1$	0.667805	0.209755	3.183744	0.0026
$b_2$	0.322711	0.048671	6.630442	0.0000
$b_3$	-0.033727	0.024107	-1.399068	0.1685
$\lambda$	0.817620	0.047207	17.31989	0.0000
$\rho$	-0.235942	0.073167	-3.224724	0.0023

$J$ -test: 8.157773,  $J$ -test  $P$  値: 0.699105, 自由度 11

表 13 階差モデル(8)式の推定(1986Q1～1998Q4, obs: 52)

	係数推定値	標準誤差	$t$ 統計量	$P$ 値
$b_0$	1.616427	0.621438	2.301108	0.0125
$b_1$	0.633010	0.248762	2.544642	0.0144
$b_2$	0.295677	0.066218	4.465230	0.0001
$b_3$	-0.044614	0.022291	-2.001487	0.0514
$\alpha$	-0.209434	0.161548	-1.296419	0.2014
$\beta$	0.176569	0.064378	2.742693	0.0087
$\gamma$	-0.161886	0.060989	-2.654359	0.0109

$J$ -test: 6.260851,  $J$ -test  $P$  値: 0.792892, 自由度 10

表8の結果を再現したものとなっている。 $J$ テストの結果は棄却域に入っていないため、実質短期金利による推定においても(8)式のモデル特定化は正しい。

$\alpha$ の推定値は約 - 0.209であり、有意ではない。この結果については、階差モデル(5)式の推計結果、表10及び表11と同じ解釈で良いだろう。 $\beta$ の推定値は約0.177、 $\gamma$ の推定値は約 - 0.162であり、 $\beta$ は1%水準で、 $\gamma$ は5%水準で有意となっている。 $\beta$ と $\gamma$ の有意性は、前節の名目短期金利による推定値よりも高くなっている。

表12の推定結果から、実質短期金利による推定でも部分調整メカニズムと系列相関メカニズムの両者の影響が確認された。そして、表13の推定結果から、実質短期金利による推定でも両者の存在が分析の口バーストな要素であることが確認された。

## 6. 結論

本稿では、1980年代後半以後における利子率スミージングの存在を実証的に検証してきた。推定に用いた期間は1986年第1四半期から1998年第4四半期（標本数52）である。

分析結果は以下のように述べられる。

まず、English *et al* [14]と同様に名目短期金利を利用して、モデルの日本における妥当性を検証した。部分調整と系列相関の2つの係数を同時に推定した場合においても、利子率スミージングが支持される結果が抽出された。English *et al* [14]によるアメリカのデータ推定では部分調整の係数値が0.60、系列相関の係数値が0.62と、ほぼ同等の影響であるのに対して、本稿における推定では部分調整の係数値が0.76、系列相関の係数値が0.36と、部分調整の影響が強い結果となった<sup>13</sup>。

次に、金融政策ミスを指摘した、地主[3]・[4]及び地主・黒木・宮尾[5]における研究と同様に、実質短期金利を利用して、利子率スミージングを支持する推定値の抽出を試みた。利子率スミージングを支持する有意性の高い部分調整の係数推定値が抽出できた一方で、系列相関の係数推定値がマイナスになる結果となった<sup>14</sup>。この結果より、基本式の推定に見られる有意性が高い短期金利の1期ラグ値の係数推計値が、部分調整メカニズムによるものと判断できる。実質短期金利を利用した推定結果を直接解釈すれば、利子率スミージングが、1980年代後半以後の日本における金融政策のミスの大きな要因であったと言える。

本稿の推定では、(8)式右辺第3項の係数推定値が有意であることから、部分調整メカニズムの存在が否定できない、そして系列相関も共に存在する結果が抽出された。他方で、(8)式右辺第1項の係数推定値は有意でない。だが、English *et al* [14]によるアメリカのデータ推定では、(8)式右辺の3つの項の係数推定値全てが有意である。これらの結果は、English *et al* [14]モデルは日本においても部分調整メカニズムを支持する結果を抽出するが、アメリカに比べるとデータを十分に追いきれないことを示しているのかもしれない。

以上をまとめると、金融政策ミスの大きな要因として利子率スミージングを支持できるが、推定モデルの妥当性については留意が必要である、ということになる。

最後に、本稿の推定における問題点を3点述べておきたい。第1に、本稿の推定の最大の問題点は、名目コール・レート・実質コール・レート、及び3つのギャップ変数全てについて、単位根を持たない  $I(0)$  を仮定していることである。本来、GMM推定

が妥当であるためには、推定に利用する変数が、 $I(0)$ の定常性を満たさなければならない。本稿の推定で利用した変数は単位根の存在を否定できないが、これは、小標本の単位根検定は検出力が低いという理由で  $I(0)$ の定常性を仮定した、Clarida *et al*[11]・[13]等の先行研究にならったものである<sup>15</sup>。

第2の問題点は、GMM推定における操作変数の選択である。本稿では、操作変数に1～4期ラグを用いて、定数項・インフレギャップ・GDPギャップ・外為ギャップの係数値についてロバストな結果を推定した。だが、GMMには、望ましい操作変数の選択について適格な基準があるわけではない<sup>16</sup>。

第3の問題点は、ギャップ変数の算出方法である<sup>17</sup>。本稿では、GDPトレンド(潜在GDP)を2次トレンドのリカーシブ・レグレーションによって算出したが、潜在GDPの算出方法は何種類もある。ギャップ変数の水準が異なれば、本稿で示した結果を大きく変化させる危険性が高い。

代替的な実証モデルによって1980年代後半以後の日本の金融政策について分析することが、今後の課題となる。利用する実証モデルは、マクロ(理論)モデルとの組合せで分析できるものが望ましい。それが可能となれば、利子率スミージングが引き起こしたマクロ経済の変動について検証できる。

#### 【注】

本研究は、沖縄国際大学平成19年度特別研究費による研究助成を受けている。記して感謝の意を表したい。

<sup>1</sup> 日本のデータを用いてテイラー・ルールを適用した先行研究として、翁・白塚[1]、

地主[3]・[4]、地主・黒木・宮尾[5]、照山[6]、中澤[7]、Chinn *et al*[10]、Clarida *et al*[11]等が挙げられる。だが、各々でテイラー・ルール適用の目的、推定の方法や期間、データ頻度(四半期または月次)が異なるため、推定結果のコンセンサスが得られていないのが実情である。

<sup>2</sup> English *et al*[14]の目的は、Rudebusch[18]の利子率スミージングに対する否定的な見解に対する反証を示すことにあった。Rudebusch[18]は、単純な政策ルールの説明変数から排除されている様々な変数が誤差項に系列相関を発生させていることを論拠として、短期金利1期ラグ値係数の有意性を否定している。

<sup>3</sup> English *et al*[14]モデルで用いられている説明変数は、インフレ率、GDPギャップ、名目FFレート1期ラグ値である。アメリカでは、CBO(Congressional Budget Office、連邦議会予算局)が潜在GDPを公表している。そのため、インフレ率を利用すれば、公表データだけで政策反応関数が推定できる。Chinn *et al*[10]、Clarida *et al*[11]、Rudebusch[18]等に見られるように、アメリカの推定では、ギャップ変数ではなくインフレ率が、そのまま利用されることが多い。また、地主[3]で述べられているように、外為ギャップはアメリカの場合はほとんど有意に効かないことが知られている。

本稿では、地主[3]・[4]及び地主・黒木・宮尾[5]にならい、オリジナルのテイラー・ルールの変形版として、インフレギャップ・GDPギャップ・外為ギャップ・短期金利1期ラグ値を説明変数とした。

<sup>4</sup> この政策反応関数は、オリジナルのテイラー・ルールを、目標実質金利を一定として定数項に含める、予想インフレ率を

誤差項に含める，インフレギャップとGDPギャップの反応係数から0.5の制約を外す，の3点について変形し，部分調整メカニズムを組み込んだものである。この変形版については，地主 [3]，Clarida *et al* [13] で言及されている。

また，本稿の実証モデルは，理論的には，Clarida *et al* [12]・[13]で展開されている様な，ミクロ的基礎付けの確かなマクロモデルを背景としている。

<sup>5</sup> データの出所は，CPI(持家の帰属家賃を除く総合)，円/USドルレート，及び有担保コール翌日物レートが日経 NEEDS「日経総合経済ファイル」，実質GDP(季節調整済み)が内閣府「平成10年度国民経済計算」である。実質GDPのデータに内閣府「平成10年度国民経済計算」を利用したのは，1970年代のデータを必要としたためである。これ以後の国民経済計算には，1970年代のデータが掲載されていない。

<sup>6</sup> GMMは，Hansen[16]が提案した推定方法である。もともとGMMは，Hansen[16]がルーカス批判を免れるために，オイラー方程式のパラメータを直接推定・検証する方法として開発した方法である。羽森 [8] 第3章では，GMM推定の要約が整理されている（羽森 [8] pp. 69 - 78）。また，Hayashi[15]は，計量経済学における多くの問題をGMMの視点から整理している。

<sup>7</sup> 羽森 [8]，p. 56。

<sup>8</sup> GMM推定の最適なウェイト行列，および標準誤差の計算には，Newey and West[17]のウェイト行列（ラグ・トラクションは4期）を用いた。

<sup>9</sup> ここでは， $J$ -test  $P$  値を，帰無仮説を棄却するために用いられる有意水準の最低値と理解する。この値が0.05を超えていれば，5%の有意水準のもとでは，帰無

仮説を棄却することができない。従って，モデルの特定化が正しいという帰無仮説は採択される。この点に関しては，以降の表3～13についても同様である。羽森 [8]，p. 63及び p. 80。

<sup>10</sup> 地主 [3]は日本における金融政策運営の変化を，次のように指摘した。インフレギャップへの反応係数の増大は，1991年以後の平成不況期に生じた。GDPギャップへの反応係数の減少は，1986～1988年のバブル期に生じ，その後平成不況期にもさらに生じた。外為ギャップへの反応係数の減少も，GDPギャップの場合と同様に，1986～1988年のバブル期に生じ，その後平成不況期にもさらに生じた。

<sup>11</sup> 本稿の図1は，地主 [3]第6節の図7にならって算出・提示したものである。なお，同様の図が，地主 [6]第9章の図9 - 1，地主・黒木・宮尾 [5]の図5 - 4にも提示されている。

<sup>12</sup> 地主・黒木・宮尾 [5]第3節では，日本銀行『調査月報』等の精査に基づく叙述的分析を行い，1980年代後半の政策対応の遅れは国際政策協調から生じた政治圧力が，

1990年代前半の政策対応の遅れは日本銀行の経済情勢判断の誤りが，最も重要な要因であると論じている。黒木 [2]第1章・第6章では，日本銀行の公刊物における記述内容が詳細に分析されている。

<sup>13</sup> English *et al* [14] Table3 .

<sup>14</sup> オリジナルのテイラー・ルールを考慮すると，実質短期金利の推定モデルと名目短期金利の推定モデルでは，誤差項に含まれる変数に違いがあることが分かる。前者についてはインフレ予想誤差であり，後者については予想インフレ率である。これらの違いが推定結果として表れたと考えられる。

<sup>15</sup> Clarida *et al* [11] footnote9，Clarida

*et al* [13]p. 154 . 代表的な単位根検定 , ADF testは , 大標本を前提としている。だが , 松浦・マッケンジー [9]は , 通常の推定で利用されるサンプル (期間) は , 多くの場合が大標本の前提を満たさないことが多いことを指摘している (松浦・マッケンジー [9]p. 247)。また , そこで解説されているように , 構造変化が起きた場合には , 単位根検定の検出力は著しく低くなる。周知のように , 1990年代の日本における持続的不況は , 構造的要因が指摘されている。問題点がありつつも , Clarida *et al* [11]・[13]等の先行研究にならったのは , 以上の様な理由に基づいている。

<sup>16</sup> 羽森 [8] , p. 78。

<sup>17</sup> 翁・白塚 [1]は , 簡便法として , GDPトレンドの算出にHPフィルタを用いている。照山 [6]は , GDPの代理変数として鉱工業生産指数を用い , 月次データによるテイラー・ルール推定を行っている。照山 [6]におけるトレンドは , 2次トレンドによって算出したものである。2次トレンドによる算出であっても , リカーシブ・レグレッションを用いるか否かで , 検出されるギャップ値は異なってくる。

# 《参考文献》

- [1] 翁邦雄・白塚重典「資産価格バブル , 物価の安定と金融政策 - 日本の経験」日本銀行金融研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズ , 2001-J- 27 , 2001年。
- [2] 黒木祥弘『金融政策の有効性 : 「適切」かつ「機動的」な運営を求めて』東洋経済新報社 , 1999年。
- [3] 地主敏樹「1980年代後半以後の日本の金融政策 - テイラー・ルール型政策反応関数による検証 - 」国民経済雑誌 , 第181巻 第1号 , 2000年 , pp. 83 - 104。

- [4] 地主敏樹『アメリカの金融政策 : 金融危機対応からニュー・エコノミーへ』東洋経済新報社 , 2006年。
- [5] 地主敏樹・黒木祥弘・宮尾龍蔵「1980年代以降の日本の金融政策 : 政策対応の遅れとその理由」 , 三木谷良一 + アダム・S・ポーゼン編 , 清水啓典監訳『日本の金融危機 : 米国の経験と日本への教訓』東洋経済新報社 , 第5章 , 2001年 , pp. 115 - 155。
- [6] 照山博司『VARによる金融政策の分析 : 展望』フィナンシャル・レビュー , 第59号 , 2001年 , pp. 74 - 140。
- [7] 中澤正彦『名目金利と経済動向』フィナンシャル・レビュー , 第66号 , 2002年 , pp. 43 - 67。
- [8] 羽森茂之『消費者行動と日本の資産市場』東洋経済新報社 , 1996年。
- [9] 松浦克己 / コリン・マッケンジー『EViewsによる計量経済分析 : 実践的活用法と日本経済の実証分析』東洋経済新報社 , 2001年。
- [10] Chinn., M.D. and Dooley., M.P., "Monetary Policy in Japan, Germany and the United States : Does Size Fit All," *NBER Working Paper*, 6092, 1997.
- [11] Clarida, R., Gali, J. and Gertler, M., "Monetary Policy Rules in Practice : Some International Evidence," *European Economic Review*, Vol. 42, 1998, pp. 1033-1067.
- [12] Clarida, R., Gali, J. and Gertler, M., "The Science of Monetary Policy : A New Keynesian Perspective." *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, 1999, pp. 1611-1707.
- [13] Clarida, R., Gali, J. and Gertler, M., "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability : Evidence

- and Some Theory," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.115, 2000, pp.147-180.
- [14]English, W. B., Nelson, W. R. and Sack, B.P., "Interpreting the Significance of the Lagged Interest Rate in Estimated Monetary Policy Rules." *Finance and Economics Discussion Series*, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2002-24, May, 2002.
- [15]Hayashi, F., *Econometrics*, Princeton University Press, 2000.
- [16]Hansen, L.P., "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators." *Econometrica*, Vol.50, 1982, pp.1029-1054.
- [17]Newey, W.K. and West, K.D., "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix." *Econometrica*, Vol.55, 1987, pp.703-708.
- [18]Rudebusch, G.D., "Term Structure Evidence on Interest Rate Smoothing and Monetary Policy Inertia," *Journal of Monetary Economics*, Vol.49, 2002, pp.1161-1187.
- [19]Taylor, J.B. (ed.) *Monetary Policy Rules*, The MIT press, 1999.